

# 异质信念与股票收益

——基于我国股票市场的实证研究\*

陈国进 胡超凡 王 景

**内容提要:**本文以经调整后的换手率和收益波动率作为投资者异质信念的代理指标,采用1997—2007年间的样本数据,分别运用资产组合分析法和截面收益回归法,直接验证在我国股票市场上投资者异质信念对股票收益的影响。本文的研究发现支持了基于异质信念假设的资产定价理论:在卖空限制约束下,异质信念导致当期股价高估,与股票未来收益负相关。文章的结论经FF四因素模型调整后依然成立。本文还发现,与美国股票市场相比,我国股票市场高估程度更严重,持续时间更长。因此,引入卖空机制可以在一定程度上解决我国股票市场高估问题。

**关键词:**异质信念 卖空限制 股票收益

**作者简介:**陈国进,厦门大学王亚南经济研究院、经济学院金融系教授、博士生导师,361005;

胡超凡,兴业证券、厦门大学经济学院金融系硕士,361005;

王 景,国家电网、厦门大学经济学院金融系博士,361005。

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—8102(2009)03—0026—06

## 一、导 言

在传统的资产定价理论中,风险资产之间收益的差异性取决于不同的系统性风险。在一个有效的资本市场上,资产价格能够及时充分地反映新的信息,过去的信息不能预测未来的资产价格和收益。然而,越来越多的实证研究发现,资本市场存在许多传统资产定价理论无法解释的现象,如过度反应、月份效应、IPO长期弱势、封闭式基金折价等,金融学文献称之为金融异象(anomalies)。

为了对金融异象做出合理的解释,许多学者在传统资产定价理论上做了大量技术层面的修正,但是结果并不理想。在这样的背景下,学者们开始放松传统资产定价模型中的基本假设——同质信念,从异质信念角度寻找资产定价新的规律。

同质信念假设指所有的投资者对于相同资产未来收益的概率分布具有相同的预期或判断。这一假设暗含着两个前提:一是所有信息对所有的投资者免费并且同时到达;二是所有投资者处理信息的方式相同(张圣平,2002)。然而正如Hong和Stein(2007)指出,受渐进信息流动、有限注意和先验异质性的约束,不同投资者对相同股票相同持有期下收益分布往往有不同的判断,即投资者之间存在异质信念,也称为意见分歧。异质信念无疑是一个更加接近现实的假设。

此外,由于政府管制或者市场摩擦的原因,即使在美国等发达国家的资本市场上,投资者的卖空行为也受到一定程度的限制。当我们将卖空限制和异质信念结合在一起分析时,发现一直困扰

\* 基金项目:教育部人文社科一般项目(批准号:08JA790109)和福建省社科规划项目(批准号:2008B045)。

着金融学家的许多金融异象可以找到新的理论解释。

近 10 年来,基于异质信念和卖空限制前提下资产定价和金融异象的理论和实证研究在国际学术界已经获得了很大的进展(陈国进、王景,2007)。形成鲜明反差的是,国内对这一领域的研究,特别是实证研究的成果还相对缺乏。本文运用我国上市公司的数据,直接检验在中国严格卖空的特殊管制条件下,异质信念对股票收益的影响。这一研究一方面有助于检验异质信念对资产定价的影响,另一方面也有助于监管部门和投资者对我国股票市场运行规律有进一步的认识。

## 二、文献回顾

Miller(1977)最早指出,在异质信念和卖空限制的双重前提下,对未来持乐观态度的投资者将会买入和持有股票,而悲观的投资者却因为卖空限制而不能充分表达和参与市场交易,其结果是股票价格主要反映了乐观投资者的意见,造成了股票价格相对其真实价值的高估。投资者意见分歧的程度越大,该股票被高估的程度就越高;同样地,越是受到卖空的限制,股票被高估的程度越严重。随着时间的推移,信息传递逐渐充分,投资者意见逐渐趋于一致时,价格会趋向于真实价值。因此,当期越是被高估的股票,未来收益越低,异质信念与股票未来收益呈现负相关关系。

Miller 所做的论述是描述性的,随后许多学者在不同的均衡分析框架下,从静态和动态两个角度对他的观点做了进一步的建模论证。张维和张永杰(2006)采用均值一方差分析方法,建立了一个基于严格卖空限制和异质信念的静态风险资产定价模型。他们发现,资产价格依赖于乐观者和悲观者的比例,投资者的意见分歧度越大,股票当期价格越高。

从实证角度看,分析师预测分歧是最早用来衡量异质信念的指标。Deither, Malloy 和 Scherbina(2002)利用 1983—2000 年美国的上市公司数据,发现分析师预测的分歧程度与未来收益负相关,这一效应对小公司以及过去业绩差的公司尤为显著,他们的研究支持了 Miller 的基本结论。但是他们所使用的分析师预测分歧指标也受到了争议:一是分析师预测分歧只是说明了职业投资者的信念差异,并不能代表所有投资者的实际判断;二是分析师预测分歧包含了不确定性的影响。

Boehme, Danielsen 和 Sorescu(2005)指出,与分析师预测分歧相比,股票的换手率和超额收益波动率是更好的异质信念衡量指标。他们对美国市场包括没有分析师预测覆盖的所有股票研究发现,异质信念越强的股票,后期收益率越低,并且这个现象只有在卖空限制存在时才显著。

目前国内直接研究异质信念与股票收益关系的实证论文还比较缺乏。张峥和刘力(2006)分析了中国股票市场换手率与股票预期截面收益负相关的原因,认为与流动性溢价相比,异质信念是更合适的解释因素。本文将在上述研究的基础上,使用经过调整的换手率和收益波动率衡量异质信念,直接检验异质信念是否影响股票收益的重要因素。

## 三、研究设计

### (一)异质信念的衡量

由于分析师数据指标本身的缺陷,以及我国股票市场分析师数据库的缺失,本文分别用换手率和收益波动率作为衡量投资者异质信念的代理指标。

#### 1. 换手率

Miller(1977)最早指出可以用换手率衡量投资者的异质信念, Hong, Scheinkman 和 Xiong(2006)也认为,投机情绪的高涨伴随着高换手率和当期价格的高估。然而除了投资者异质信念外,股票换手率还受到流动性需求和市场状况的影响,因此在使用时必须将这些因素剔除。我们参考 Garfinkel 和 Sokobin(2006)的方法,采用调整后的平均每日换手率(用 TURN 表示)衡量异质信念。

股票  $i$  在  $t$  天的调整后换手率  $TO_{i,t}$  为:

$$TO_{i,t} = (\text{turnover}_{i,t} - \text{turnover}_{m,t}) - \frac{1}{120} \sum_{t=-125}^{-6} (\text{turnover}_{i,t} - \text{turnover}_{m,t})$$

其中  $\text{turnover}_{i,t}$  为股票  $i$  在  $t$  天的换手率(交易的股数与总流通股数之比),  $\text{turnover}_{m,t}$  为  $t$  天的市场平均换手率, 用前 125 天到前 6 天的平均日换手率代表投资者的流动性需求。

股票  $i$  在  $T-1$  月调整后的平均每日换手率( $TURN_{i,T-1}$ )为:

$$TURN_{i,T-1} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n TO_{i,t}, \text{ 其中 } n \text{ 为股票 } i \text{ 在 } T-1 \text{ 月的交易天数。}$$

## 2. 股票收益的波动率

股票收益波动率除了受到异质信念的影响之外, 还受到市场风险、公司规模等因素的影响。因此, 我们将利用四因素模型(Carhart, 1997)求得调整之后的超额收益波动率(用 SIGMA 表示)作为异质信念的代理指标。股票  $i$  在第  $t$  天的超额收益为:

$$r_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} - \beta_{i,t}(R_{m,t} - R_{f,t}) - \hat{s}_{i,t}SMB_t - \hat{h}_{i,t}HML_t - \hat{u}_{i,t}UMD_t$$

其中  $R_{i,t}$  为股票  $i$  在  $t$  期的收益;  $R_{f,t}$  为  $t$  期的无风险利率,  $R_{m,t}$  为  $t$  期市场收益率,  $SMB$ 、 $HML$ 、 $UMD$  分别为规模溢价、价值溢价和动量溢价因子(构造方法参照 Fama 和 French, 1993; Carhart, 1997); 我们使用  $t-125$  到  $t-6$  共 120 个交易日时间序列数据进行回归, 求出各系数, 进而计算超额收益  $r_{i,t}$  在  $T-1$  月的标准差(SIGMA)。

## (二) 研究方法和思路

本文分别采取了资产组合分析和横截面回归分析两种方法来进行实证研究。

首先, 参考 Diether, Malloy 和 Scherbina(2002)的研究方法, 在获得  $TURN$  和  $SIGMA$  数据之后, 将样本在  $T-1$  月按这两个指标分为 5 组, 考察各个组合在  $T$  月的平均收益。同时, 为了调整四因素对各个组合的影响, 我们将各个组合平均月收益对四因素进行回归, 求出各个组合经四因素调整后的收益进行比较。

其次, 在控制其他因素的前提下, 运用 Fama-MacBeth(1973)等回归分析方法, 考察  $T-1$  月的  $TURN$ 、 $SIGMA$  变量是否对  $T$  月的收益具有解释作用。

## (三) 数据来源

本文所选用的数据为中国股票市场 1997 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日全部 A 股的日和月交易数据以及上市公司年度财务报告, 剔除了  $PT^{\text{①}}$  后的样本和每月交易不足 10 天的样本。无风险利率为一年期存款利率经复利调整为相应区间的利率。数据来源为北大 CCER 色诺芬数据库。样本区间覆盖了完整的牛市和熊市, 以及我国股市以散户和庄家为主的不成熟阶段到以机构投资者为主的较为成熟阶段。

# 四、实证结果

## (一) 基于资产组合方法

首先将股票按  $T-1$  月的  $TURN$  和  $SIGMA$  由低到高升序排列, 然后等数量分为五组, 考察各个组合  $T$  月的平均收益, 各个组合每月更新一次。表 1 为 5 个组合  $T$  月的等权重平均收益情况。可以看出, 各个组合的平均收益存在差异, 总体上来说随着异质信念的增加, 组合的平均收益递减, 最低组合与最高组合之间有较强的收益差。表 1 的最右边一列是最低组合与最高组合的月平均收

<sup>①</sup> 作者研究发现, 同时剔除  $ST$  股票后与本文结果并无明显差别; 为保证样本全面性, 这里仅剔除  $PT$  股票。

益差,分别为 1.21%和 1.40%。

表 1 按 T-1 月 TURN 和 SIGMA 分组的各组合 T 月等权平均月收益

分组依据 指标	各个组合等权重平均月收益率(%)					
	1(低)	2	3	4	5(高)	1-5
TURN	1.93	2.03	1.86	1.69	0.71	1.21*** (8.24)
SIGMA	2.02	1.97	1.94	1.47	0.62	1.40*** (11.20)

注:括号内为双尾 t 检验统计量,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。

过四因素模型调整后的截距项(Alpha)总体上表现为递减,说明 T 月股票收益中不能被四因素模型解释的部分随前一期异质信念的增加而减少。从表 2 最后一行看,四因素模型对各个指标最低最高组合的收益差的解释能力较弱,经四因素模型调整后,回归截距项 Alpha 为 1.15%,表明最低组合与最高组合仍然存在显著的收益差,进一步说明异质信念的高低对股票收益有明显的影响。

表 2 各 TURN 组合对四因素模型的回归结果

TURN 组合	Alpha (%)	各 TURN 组合对四因素的回归系数 1				Adj-R <sup>2</sup> (%)
		R <sub>m</sub> -R <sub>f</sub>	SMB	HML	UMD	
T1(低)	0.12 -1.07	0.96*** -29.33	0.87*** -12.45	0.12* -1.67	0.13 -1.42	90.5
T2	0.23 -1.51	0.97*** -35.38	0.79*** -13.44	0.12** -2	-0.03 (-0.43)	93.15
T3	0.05 -0.23	0.99*** -36.74	0.74*** -12.86	0.15** -2.55	-0.13* (-1.73)	93.54
T4	-0.1 (-0.44)	1.01*** -36.25	0.71*** -11.89	0.11* -1.68	-0.11 (-1.45)	93.22
T5(高)	-1.03*** (-4.13)	0.98*** -31.06	0.79*** -11.65	-0.02 (-0.29)	0.05 -0.54	91.2
T1-T5	1.15*** -3.11	-0.02 (-0.45)	0.09 -0.9	0.14 -1.44	0.08 -0.67	2.29

注:括号中为双尾 t 检验统计量,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%;Alpha 为回归方程截距项,即四因素模型所不能解释部分。

表 3 各 SIGMA 组合对四因素模型的回归结果

SIGMA 组合	Alpha (%)	各 SIGMA 组合对四因素的回归系数				Adj-R <sup>2</sup> (%)
		R <sub>m</sub> -R <sub>f</sub>	SMB	HML	UMD	
S1(低)	0.28 -1.03	0.97*** -28.35	0.65*** -8.35	0.17* -1.91	-0.18 (-1.56)	89.91
S2	0.19 -0.77	1.00*** -31.87	0.75*** -10.55	0.17** -2.14	-0.04 (-0.36)	91.94
S3	0.05 -0.22	1.02*** -36.53	0.85*** -13.36	0.22*** -3.04	0.08 -0.87	93.87
S4	-0.3 (-1.48)	0.99*** -38.42	0.88*** -15.13	0.09 -1.38	0.06 -0.64	94.59
S5(高)	-1.17*** (-5.19)	0.95*** -33.43	0.95*** -14.74	0.12 -1.62	0.17* -1.82	93.2
S1-S5	1.45*** -4.81	0.02 -0.63	-0.30*** (-3.47)	0.05 -0.52	-0.35*** (-2.77)	11.2

注:括号中为双尾 t 检验统计量,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%;Alpha 为回归方程截距项,即四因素模型所不能解释部分。

在此基础上,将每个组合的等权平均月收益时间序列对四因素模型回归,表 2 和表 3 分别给出了根据 TURN 和 SIGMA 构建组合的实证结果,最后一行表示信念异质程度最低组合与最高组合的收益差与四因素回归的结果。

从表 2 可知,从低到高的各个组合经

从表 3 可知,用波动率作为代理指标得出的结论基本一致。经过四因素模型调整后组合的截距项(Alpha)总体上也表现为递减,最低最高组合的收益差的回归截距项 Alpha 1.45%。

表 2 和表 3 的实证检验结果与 Diether, Malloy 和 Scherbina (2002)对美国股市的检验结果相似。在中国股票市场卖空严格限制的条件下,异质信念反映了乐观的投资者的意见,造成了股票相对本身价值的高估,从而收益较低。此外,本文对中国股票市场的研究中最低组合和最高组合的四因素模型调整后收益差明显大于国外的研究结果,Diether, Malloy 和 Scherbina (2002)的四因素调整后收益差为 0.62%,Wu (2006)的相关结果为 0.53%,一种可能的解释是国内完全限制卖空和投机气氛浓重。

## (二)基于横截面回归方法

下面采用 Fama-MacBeth (1973)回归方法,考察异质信念与股票收益在横截面上的关系。回归方程为:

$$RET_{i,T} = \beta_{i,1} \times TURN_{i,T-1} + \beta_{i,2} \times SIGMA_{i,T-1} + \beta_{i,3} \times \beta_{i,T-1} + \beta_{i,4} \times \ln(M)_{i,T-1} \\ + \beta_{i,5} \times \ln(B/M)_{i,T-1} + \beta_{i,6} \times RET_{i,T-1} + \beta_{i,7} \times RET_{i,T-12,T-2} + \beta_{i,8} \times ILLIQ_{i,T-1}$$

被解释变量  $RET_{i,T}$  为股票  $i$  在  $T$  月的月收益, 解释变量采用股票  $i$  在  $T-1$  月的数值。其中,  $\beta$  值根据前 24 个月的股票月收益数据与市场月收益数据按 CAPM 计算得出;  $\ln(M)$  为股票总市值的自然对数;  $\ln(B/M)$  为帐面市值比的自然对数, 构造方法与 Fama 和 French (1993) 相同;  $RET_{-12,-2}$  为前 12 个月 ( $T-12$ ) 到前 2 个月 ( $T-2$ ) 的平均月收益;  $RET_{-1}$  为前一个月 ( $T-1$ ) 月的月收益。ILLIQ 为根据 Amihud (2002) 计算的非流动性指标, 用于控制股票收益的非流动性补偿, 具体计算公式为:

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{n} \sum_{d=1}^n \frac{|R_{itd}|}{VOL_{itd}} * 10^6$$

其中  $R_{itd}$  为股票  $i$  在  $t$  月的第  $d$  天的收益率;  $VOL_{itd}$  为股票  $i$  在  $t$  月的第  $d$  天的成交额 (元);  $n$  为股票  $i$  在  $t$  月的交易天数。<sup>①</sup> 为了避免分母数值太大造成 ILLIQ 数值非常小, 与 Amihud (2002) 相同, 本文将计算结果乘以  $10^6$  处理。

运用 FM (Fama—MacBeth) 方法, 将每个月回归得到的系数简单平均, 结果见表 4:

表 4 股票收益与可能影响因素截面回归的 FM 计算结果

回归变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
TURN	-0.4509*** (-4.85)		-0.3435*** (-3.21)	-0.5480*** (-7.42)		-0.3721*** (-4.98)
SIGMA		-0.6220*** (-4.39)	-0.4196*** (-2.74)		-0.8403*** (-6.22)	-0.6470*** (-4.67)
$\beta$				0.0031 -1.11	0.0036 -1.27	0.0033 -1.15
$\ln(M)$				-0.0039* (-1.89)	-0.0045** (-2.15)	-0.0046** (-2.16)
$\ln(B/M)$				0.0023 -1.15	0.0027 -1.41	0.0030* -1.69
$RET_{-1}$				-0.0065 (-0.47)	-0.0111 (-0.79)	-0.0002 (-0.01)
$RET_{-12,-2}$				0.0657 -1.28	0.1179** -2.21	0.1054** -1.96
ILLIQ				1.2238*** -3.49	1.6685*** -4.65	1.3987*** -4.17

注: 括号内为双尾  $t$  检验统计量, \*\*、\* 和 \* 分别表示显著性水平为 1%、5% 和 10%。

表 4 前两行分别为股票  $T$  月截面收益对  $T-1$  月的调整后换手率 TURN 和超额收益波动率 SIGMA 的回归系数。可以看出, TURN 和 SIGMA 的系数无论在单独回归或者加入控制变量后在 1% 的显著性水平下都显著为负, 说明异质信念与股票截面收益之间存在显著的负相关关系。

## 六、结 论

本文以经调整后的换手率和收益波动率作为投资者异质信念的代理指标, 分别运用资产组合分析法和截面收益回归方法, 直接验证了在中国股票市场上投资者异质信念对股票收益的影响。

① 剔除了每个月交易天数不足 10 天的数据。

我们发现:

第一,在中国股票市场上,投资者异质信念与股票未来收益之间存在显著负相关关系,这一结论在控制了市场风险、公司规模、账面市值比和动量四因素后依然成立。我们的发现支持了基于异质信念和卖空限制假设的资产定价理论,也与美国股票市场的实证研究结论基本一致。

第二,与美国股票市场相比,在中国股票市场上异质信念对股票预期收益的影响程度更大,且持续时间更长,这可能是由于中国股票市场严格限制卖空,市场投机氛围较重和投资者理念不成熟等因素所致。

Varian(1985)证明,异质信念只有与卖空限制相结合时才会导致股价的高估。因此,引入融资融券制度和促进权证、期权、股指期货等金融衍生产品的发展,以此增加投资者卖空机会,有助于在一定程度上解决我国股票市场的高估问题。

#### 主要参考文献:

1. 陈国进、王景:《异质信念与金融异象研究最新进展》,《经济学动态》2007年第9期。
2. 张维、张永杰:《异质信念、卖空限制与风险资产价格》,《管理科学学报》2006年第9期。
3. 张圣平:《偏好、信念、信息与政权价格》,上海人民出版社2002年版。
4. 张峥、刘力:《换手率与股票收益:流动性溢价还是投机性泡沫》,《经济学(季刊)》2006年第3期。
5. Amihud, Y., Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects. *Journal of Financial Markets* 5, 2002, pp. 31—56.
6. Benston, G. and R. Hagerman, Determinants of Bid-ask Spreads in the Over-the-counter Market. *Journal of Financial Economics*, 1, 1974, pp. 353—364.
7. Boehme, R., B. Danielsen, and S. Sorrescu, Short-sale Costs, Differences of Opinion and Overvaluation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Forthcoming, 2005.
8. Branch, B. and W. Freed, Bid-asked Spreads on the AMEX and the Big Board. *Journal of Finance*, 32, 1977, pp. 159—163.
9. Carhart, M., On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52, 1997, pp. 57—82.
10. Diether, K., C. Malloy and A. Scherbina, Differences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns. *Journal of Finance*, 5, 2002, pp. 2113—2141.
11. Fama, E. and J. Macbeth, Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp. 607—636.
12. Fama, E. and K. French, Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, pp. 3—56.
13. Fama, E., Market Efficiency, Long-term Returns and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, 49, 1998, pp. 283—306.
14. Garfinkel, J. and J. Sokobin, Volume, Opinion Divergence and Returns: A Study of Post-earnings Announcement Drift. *Journal of Accounting Research*, 44, 2006, pp. 85—111.
15. Wu, G., Divergence of Opinion, Arbitrage Costs and Stock Returns. Working Paper, 2006.
16. Hong, H., J. Scheinkman, and W. Xiong, Asset Float and Speculative Bubbles. *Journal of Finance*, 61, 2006, pp. 1073—1117.
17. Hong, H. and J. Stein, Disagreement and the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 21, 2007, pp. 109—128.
18. Litzenberger, R. and K. Ramaswamy, The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, pp. 163—195.
19. Miller, E., Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion. *Journal of Finance*, 32, 1977, pp. 1151—1168.
20. Scheinkman, J. and W. Xiong, Overconfidence and Speculative Bubbles. *Journal of Political Economy*, 111, 2003, pp. 1183—1219.
21. Varian, H., Divergence of opinion in complete markets: A note. *Journal of Finance* 40, 1985, pp. 309—317.

责任编辑:冷杉